

【論 説】

日本の製造業における雇用調整 —近年における構造変化とガバナンス構造の影響についての分析—

熊 迫 真 一

目 次

はじめに

1. 先行研究概観

2. モデルとデータ

3. 推計結果

むすびにかえて

参考文献

はじめに

日本の雇用は、アメリカの金融危機に端を発した2008年後半からの世界同時不況以降、従来と比較してかなり厳しい状況にあると言えよう。完全失業率は5.5%を記録した2003年4月以降、趨勢的に低下してきたが、昨年あたりから上昇に転じ、2009年7月には5.7%と過去最悪を更新した¹⁾。

労働需要は生産の派生需要であり、景気後退期に労働需要が低下するのは当然である。しかしながら今回の雇用状況の悪化は、景気変動の大きさだけでなく、雇用調整に対する企業行動そのものが近年になって変化したためだとする見方もある。もともと日本企業は長期的に雇用を維持する慣行があると見られ、業績が悪化した際にも極力雇用には手をつけない形で調整すると

日本の製造業における雇用調整（熊迫）

考えられていたが、近年になって従業員の離職を促す施策をとる企業が増えたというのである。確かにグローバル競争時代と言われて久しく、世界中の多くの企業と伍していくためには環境変化に瞬時に対応する事が求められていると言えよう。その結果として、企業の雇用調整行動が変化しているとなれば、これは構造的な変化ということになるだろう。実際、労働経済動向調査のデータを確認すると、製造業で希望退職や解雇を実施した企業の割合は、1997年までは2%を上限として変動していたものの、1999年第Ⅰ四半期には6%、2002年第Ⅰ四半期には9%にまで達している。

もっとも、このデータだけをもって企業行動が変化したとは言い難い。希望退職や解雇を実施した企業が増えたのは、それだけ景気悪化の程度が大きかった表れとも解釈できるからである。果たして近年、具体的には2000年以降、企業の雇用調整行動は変化したのであろうか。本稿で確認したい点の1つである。

本稿で確認したいもう1つの点は、ガバナンス構造が企業の雇用調整行動に与える影響である。例えば、取引企業同士が株式の持ち合いをしている場合、双方の企業が安定株主たることを期待されていると見られ、短期的業績変動に対応して雇用調整を求めるような行動はとりにくいと考えられる。一方、個人投資家や外国人投資家の株式保有はキャピタルゲインを目的とする事が多いと見られ、短期業績志向になりやすく、短期的業績変動に対して速やかな雇用調整を求める傾向があると考えられる。果たして、このような想定通りになっているのかどうか、株主の特性による雇用調整行動の違いを確認したい。

企業が最適雇用量に対してどの程度調整するのかは、部分調整モデルによる雇用調整速度の推計によって研究されてきた。本稿では、企業の財務データをパネル化し、雇用調整速度に対して時期やガバナンス構造がどのような影響を与えているのかを検証する。

注

- 1) これまでの完全失業率は、2002年6月、2002年8月、2003年4月に記録した5.5%が最も高かった。

1. 先行研究概観

日本において雇用調整に関する研究が盛んになったのは第1次オイルショック後のことである。それから1990年代前半までは、マクロデータを用いて雇用調整速度を推計する研究や、特定企業の雇用調整行動を詳しく観察するケーススタディが主流であった。

前者については、その嚆矢となったのが篠塚・石原（1977）である¹⁾。篠塚・石原（1977）は、マクロデータを用いて雇用調整速度を推計し、アメリカの調整速度が著しく速く、日本はイギリスや西ドイツと同等であるという結論を導き出した。また同時に日本の企業規模による調整速度の違いも計測し、中小企業は大企業より雇用者の調整速度が速いという結論を導き出している。

これ以降、マクロデータを用いた推計は多くおこなわれた。その代表的なものとしては、篠塚（1989）、村松（1991）などが挙げられよう。篠塚（1989）は、部分調整モデルによる分析をもとに、労働時間の調整速度の方が人員の調整速度より速く、重工業と軽工業では調整速度に明確な差はないことを示している。村松（1991）は、愛知県工業統計調査によって愛知県の中分類製造業に部分調整関数を適用して推計を行っている。また部分調整モデルの理論的な説明としては村松（1983）が有用である。

後者については、小池（1983）が代表的である。小池（1983）は、大企業での解雇はどのような状況において実施されるかを、セメント産業および電気産業に関して公開資料によって調査し、「赤字が1～2期つづけば、解雇を行なう企業が例外的でなく出現する」としている。この研究成果は赤字雇用調整モデルとして、その後の研究に大きな影響を与えている。

日本の製造業における雇用調整（熊迫）

1990年代に入ると、企業の財務データなどの入手が以前よりも容易になり、マイクロデータを用いた分析が出てきた。マイクロデータを用いての雇用調整関数推定の先駆けとされる論文が駿河（1997）である²⁾。駿河（1997）は、大きな雇用減少を経験したことがある3社に対して有価証券報告書の財務データをもとに赤字雇用調整モデルと部分調整モデルで推計している。その結果、赤字雇用調整モデルは説明力が高いということが示された。

以後、マイクロデータを用いた推計が主流となっていくが、その理由としては先述のデータの入手が容易になった事に加え、阿部（1997）が指摘したようにマクロデータでの推計結果に疑問が生じてきたからだと思われる。阿部（1997）は、産業毎に集計されたデータと個別企業のデータの双方を用いて雇用調整速度を推計し比較した。その結果、個別企業のデータを用いたものが、調整速度が速いことが示された。これは産業毎に集計したデータを用いて雇用調整関数を計測すると個々の企業の調整が反映されないことを示唆しており、これまでのマクロデータを用いた分析結果に対して疑問を投げかけたものである。

その後のマイクロデータを用いた推計で代表的なものとして、阿部（1999）、中田・竹廣（2000）、中田・竹廣（2001）などが挙げられよう。阿部（1999）は、上場企業の財務データを用いて、企業のガバナンス構造が雇用削減に対してどのような影響を与えているかを分析した。その結果、産業によっては企業ガバナンス構造が雇用削減意思決定に対して影響を与えている事が示された。中田・竹廣（2000）は、部分調整モデルでの有価証券報告書の連結データと単独データの結果の比較を行っている。その結果、いくつかの制約条件があるものの、連結ベースにおいて経済合理的な雇用調整が行なわれている可能性が否定できないとしている。中田・竹廣（2001）は、4業種42企業に関する25年に及ぶパネルデータの分析を行なった。その結果、企業は大小さまざまな雇用調整を頻繁におこなっていること、雇用調整の方法は現状の雇用水準と最適雇用水準の乖離の一部分だけをまず調整する方法をとっていること、調整係数は業種間のみならず同一業種の企業間でも大きな差異が

あること、などが示された。

しかしながら、ここまでの分析は安井（2005）が指摘するように、推計方法に問題があった。安井（2005）はこの推計方法の問題をクリアした上で、不確実性が雇用調整に与える影響を分析している。なお、この推計方法の問題点については、モデルの項で述べる。

その後、安井（2005）と同様の手法によって推計方法の問題をクリアした研究が出てきている。例えば、野田（2006）、中田（2007）、野田（2008）などが挙げられる。特に中田（2007）は本稿の問題意識と同様、近年になって企業の雇用調整行動は変化したのかどうかというテーマを扱っている。もっとも、分析対象が産業毎に各 10 社と少なく、推計結果が必ずしも全体を代表しているとは言えないと思われる。本稿の分析では、安井（2005）などで用いられた推計方法に沿いつつ、特定産業内での上場企業全体を対象として推計する。

注

- 1) 村松（1995a）p.78 および村松（1995b）p.63 による。
- 2) 中田・竹廣（2000）p.18 による

2. モデルとデータ

部分調整モデルとは、企業が雇用調整を実施するにあたり、最適な雇用量を実現するのに必要な雇用調整量のうちの一部を調整すると想定したモデルである。雇用調整には、人員削減に伴う費用や採用に伴う費用などがかかるため、それら調整費用と、最適な雇用量を実現できないことに伴う費用とを鑑み、最も費用が小さくなるように調整する割合を決定するものと想定される。このような部分調整モデルを表したものが（1）式である。

$$\ln L_t - \ln L_{t-1} = \lambda (\ln L_t^* - \ln L_{t-1}) \quad (1)$$

日本の製造業における雇用調整（熊迫）

L_t は t 期の雇用量であり、 L_t は t 期の最適な雇用量を指している。また、 λ は最適な雇用量を実現するために必要な調整量のうち、実際に調整された割合を示しており、雇用調整速度と呼ばれている。これは 0 から 1 の間の値をとり、1 に近いほど瞬時に調整が行われ、0 に近いほど調整速度が遅いことを意味する。

本稿では、雇用調整速度そのものの推計だけでなく、近年になって企業は雇用調整速度を速めているのかどうかという点や、短期業績志向と思われるような投資家の比率が高い企業では雇用調整速度が速いのかどうかという点を検討したい。そこで、以下のように 3 つの方法で λ を表すことにする。

$$\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 RD \quad (2)$$

$$\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 IND \quad (3)$$

$$\lambda = \lambda_1 + \lambda_2 FOR \quad (4)$$

RD は 2000 年以降を 1 とするダミー変数、IND は個人投資家比率が過半数を占める場合を 1 とするダミー変数、FOR は外国人投資家比率が過半数を占める場合を 1 とするダミー変数である。

企業の最適な雇用量 L_t^* は、企業の利潤最大化行動から (5) 式で表される¹⁾。

$$\ln L_t^* = a_1 + a_2 \ln Y_t + a_3 \ln (w_t / p_t) \quad (5)$$

ここでの Y_t は t 期の生産量、 w_t / p_t は実質賃金率を表している。

すると、(1) 式と (5) 式に、(2) 式 (3) 式 (4) 式をそれぞれ加えると、以下のような式が導出される。

$$\begin{aligned} \ln L_t = & a_1 \lambda_1 + a_1 \lambda_2 RD + a_2 \lambda_1 \ln Y_t + a_2 \lambda_2 RD \ln Y + RD + a_3 \lambda_1 \ln (w_t / p_t) \\ & + a_3 \lambda_2 RD \ln (w_t / p_t) + (1 - \lambda_1) \ln L_{t-1} - \lambda_2 RD \ln L_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (6)$$

$$\ln L_t = a_1 \lambda_1 + a_1 \lambda_2 IND + a_2 \lambda_1 \ln Y_t + a_2 \lambda_2 IND \ln Y + IND + a_3 \lambda_1 \ln (w_t / p_t) + a_3 \lambda_2 RD \ln (w_t / p_t) + (1 - \lambda_1) \ln L_{t-1} - \lambda_2 RD \ln L_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

$$\ln L_t = a_1 \lambda_1 + a_1 \lambda_2 FOR + a_2 \lambda_1 \ln Y_t + a_2 \lambda_2 FOR \ln Y + FOR + a_3 \lambda_1 \ln (w_t / p_t) + a_3 \lambda_2 FOR \ln (w_t / p_t) + (1 - \lambda_1) \ln L_{t-1} - \lambda_2 FOR \ln L_{t-1} + \mu_t \quad (8)$$

この3式に加え、(9)式のように、ダミー変数を用いない調整速度の推計も行う。

$$\ln L_t = a_1 \lambda_1 + a_1 \lambda_2 \ln Y_t + a_3 \lambda_1 \ln (w_t / p_t) + (1 - \lambda_1) \ln L_{t-1} + \mu_t \quad (9)$$

以下では、(9)式をモデル1、(6)式をモデル2、(7)式をモデル3、(8)式をモデル4とする。

さて、これらのモデルを推計するにあたって、従来とられていた方法は、説明変数の中に被説明変数のラグ変数が入っている点について考慮されていなかった。ラグ変数は強外生性²⁾の仮定を満たさないため、ハウスマン検定によって固定効果モデルを採用しても、その推定量は一致性を持たない。しかしながら、弱外生性³⁾の仮定さえ満たせば、Arellano and Bond (1991)により2ステップGMMによる推定量は一致性を持つというのである。なお、これらのモデルを推計するにあたり、パラメーター同士が積の形になっているため本来は非線形であるが、線形とみなして推計する。このような推計方法は安井(2005)、野田(2006)、中田(2007)に拠っている。表1に使用する変数の一覧を示す。なお、実質賃金については、経済活動別のGDPデフレーターを用いて平均給与月額を実質化している⁴⁾。

本稿で使用するデータは、日本政策投資銀行「企業財務データバンク2006年版」(個別決算データ、正規化有り)に収録されている企業財務データをパネル化したものである。分析対象は、製造業のうちの機械産業、電気機器産業、輸送機器産業で2005年3月期までの必要なデータが全てそろっ

ている 3295 サンプルである。表 2 にデータの記述統計を示す。

表 1 使用変数一覧

labor	期末従業員数（対数値）
sales	売上高（対数値）
wage	実質賃金（対数値）
RD	2000 年以降ダミー
IND	個人投資家比率過半数ダミー
FOR	海外投資家比率過半数ダミー
labor01	1 期前期末従業員数（対数値）
RD×llabor01	"RD" と "labor01" との交差項
RD×sales	"RD" と "sales" との交差項
RD×wage	"RD" と "wage" との交差項
IND×llabor01	"IND" と "labor01" との交差項
IND×sales	"IND" と "sales" との交差項
IND×wage	"IND" と "wage" との交差項
FOR×llabor 01	"FOR" と "labor 01" との交差項
FOR×sales	"FOR" と "sales" との交差 1 頁
FOR×wage	"FOR" と "wage" との交差項
_cons	定数項表 1 使用変数一覧

表 2 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dre.	Min	Max
labor	3295	7.1749	1.3126	3.1781	11.3082
sales	3295	17.7667	1.4350	13.7778	22.9239
wage	3295	5.6477	0.2654	4.5777	6.2437
RD	3295	0.0024	0.0492	0	1
IND	3295	0.0719	0.2584	0	1
FOR	3295	0.0088	0.0934	0	1

注

- 1) (5) 式の導出方法は、以下の通りである。

企業の生産関数としてコブ＝ダグラス型を考える。 Y を生産量、 L を雇用量、 K を資本量とし、利潤を π 、商品単価を p 、労働単価を w 、資本単価を r とすると、生産関数および利潤関数は次のように表現できる。

$$Y = \alpha L^{\alpha} K^{\beta} \quad (\text{n1})$$

$$\pi = pY - wL - rK \quad (\text{n2})$$

ラグランジュの未定乗数法により，式を次式のように変換する。

$$\pi = pY - wL - rK - k (Y - aL^a K^\beta) \quad (\text{n3})$$

(n3) 式の極大化の条件は以下の4つの式により得られる。

$$\frac{\partial \pi}{\partial Y} = p - k = 0 \quad (\text{n4})$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial K} = -r + \beta k a L^a K^{\beta-1} = 0 \quad (\text{n5})$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = -w + a k a L^{a-1} K^\beta = 0 \quad (\text{n6})$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial k} = -Y + aL^a - 1K^\beta = 0 \quad (\text{n7})$$

(n4) 式から (n7) 式を用いて K を消去し， $L =$ の形に整理する。この時の雇用量 L は，利潤が極大化することから最適雇用量 L^* となる。

$$L^* = a_0 Y^{a_1} (w/p)^{-a_2} \quad (\text{n8})$$

(n8) 式の数値をとって整理すると (5) 式ようになる。

$$\ln L_t^* = a_1 + a_2 \ln Y_t + a_3 \ln (w_t/p_t) \quad (5)$$

- 2) t 期の誤差項が全ての期の説明変数から独立であることを指す。
- 3) t 期の誤差項が t 期以前の期の説明変数から独立であることを指す。
- 4) 使用する GDP デフレーターは平成 12 暦年基準であり，「一般機械」「電気機械」「輸送用機械」の値を用いている。

3. 推計結果

モデル 1 の結果を表 3 に示す。雇用調整速度は“labor01”の係数を 1 から引いた値であり，labor01 の係数は 1% 水準で有意である。よって雇用調整速度は 0.0448 になる。この雇用調整速度を中田（2007）の推計結果と比較してみると，中田（2007）では電機産業で 0.0404 から 0.0824，自動車産業で 0.1641 から 0.2148 となっており，数値としてはかなり低めながら中田（2007）の推計結果の範囲内に収まっている。

次に近年になって雇用調整速度が変化したのかどうかを確認する。モデル

表 3 モデル 1

	Coef.	Robust Std.Err.	
labor01	0.9552	0.0074	***
sales	0.0450	0.0062	***
wage	-0.0378	0.0059	***
_cons	-0.2738	0.0598	***
Number of obs	3295		
Centered R2	0.9951		

***.p<0.01, **.p<0.05, *.p<0.1

表 4 モデル 2

	Coef.	Robust Std. Err.	
labor01	0.9649	0.0130	***
sales	0.0370	0.0111	***
wage	-0.0356	0.0063	***
RD	40.9231	65.9211	
RD×labor01	-4.0844	5.4673	
RD×sales	4.3265	6.0671	
RD×wage	-14.8699	21.7642	
_cons	-0.2133	0.0956	**
Number of obs	3295		
Centered R2	0.9918		

***.p<0.01, **.p<0.05, *.p<0.1

2の推計結果を表4に示す。2000年以降になって雇用調整速度が速まったのかどうかは，“RD”と“labor01”の交差項の係数に表れるが，この係数は10%水準でみても有意ではなかった。今回使用したデータで見る限り，2000年以降になって企業が雇用調整速度を速めたとは言えない。

今度はガバナンス構造による違いを確認する。モデル3の結果を表5に示す。個人投資家比率の高さが雇用調整速度を速めるのかどうかを見るが，これは“IND”と“labor01”の交差項の係数に表れる。こちらは5%水準で有意であった。個人投資家比率が過半数を超える場合に雇用調整速度に与える影響は，“IND”と“labor01”の交差項の係数に−1を掛けた値であり，この場合−0.6279になる。

この結果は個人投資家が過半数を占めると雇用調整速度が遅くなることを

意味する。個人投資家はキャピタルゲイン目的から短期業績志向であり、雇用調整速度を速めるのではないかと考えられたが、このような想定自体が正しくないのかもしれない。

最後に、外国人投資家比率の高さが雇用調整速度を速めるのかどうかを確認する。モデル4の結果を表6に示す。これは“FOR”と“labor01”との交差項の係数にあらわれるが、今回のデータにおいては、10%水準で判断しても有意ではなかった。今回の分析で判断する限り、外国人投資家比率が過半数

表5 モデル3

	Coef.	Robust Std. Err.	
labor01	0.8743	0.0310	***
sales	0.1146	0.0271	***
wage	-0.4920	0.0070	***
IND	3.7301	1.9406	*
IND × labor01	0.6279	0.2624	*
IND × sales	-0.4364	0.2019	*
IND × wage	0.0620	0.0838	
_cons	-0.8639	0.2409	**
Number of obs	3295		
Centered R2	0.9911		

***:p<0.01, **:p<0.05, *:p<0.1

表6 モデル4

	Coef.	Robust Std. Err.	
labor01	0.9547	0.0000	***
sales	0.0453	0.0078	***
wage	-0.0385	0.0062	***
FOR	1.3768	42.4881	
FOR × labor01	0.2076	3.1394	
FOR × sales	-0.1396	3.1930	
FOR × wage	-0.0864	1.5373	
_cons	-0.2699	0.0696	***
Number of obs	3295		
Centered R2	0.9951		

***:p<0.01, **:p<0.06, *:p<0.1

日本の製造業における雇用調整（熊迫）

であっても、雇用調整速度を速めるとは言い切れない。

むすびにかえて

本稿の分析の結果、以下のような点が示された。

第1に、機械産業、電気機器産業、輸送機器産業の企業群では、雇用調整速度はこれまでに考えられているほど速くないのではないかという点である。本稿の推計によれば、最適な調整量に対して1年間に調整される割合は約4.5%である。

第2に、近年になって企業の雇用調整行動が変化したという見方があるが、2000年以降、雇用調整速度が変化したかどうかについては、統計的に有意な形では確認されなかった。本稿の分析結果で判断する限り、特に構造的変化があったとは認められない。

第3に、個人投資家や外国人投資家はキャピタルゲイン目的での株式保有であって短期業績志向が強いと見られ、個人投資家比率や外国人投資家比率が高いことは、雇用調整速度を速める要因であると考えられたが、必ずしもそのような事実は確認されなかった。特に個人投資家比率が高いことは、むしろ雇用調整速度を遅くする方向に働いている。これについて積極的に解釈するとすれば、企業のブランドイメージや経営方針などに共感した株式保有や、資産の長期的保全を目的とした株式保有など、長期保有を前提とした個人投資家が多いのかもしれない。

もっとも、本稿の分析については多くの問題が残されている。モデルに関して言えば、本稿の分析において用いた部分調整モデルでは、雇用の増減が対称的に行われることを前提としている。すなわち、雇用調整には雇用量を減らす場合と増やす場合があるが、その増やす場合と減らす場合で、調整速度が変わらないという前提をおいている。しかしながら、雇用調整にかかる費用は雇用量を減らす場合と増やす場合とでは異なることが予想される。この点についてモデルに反映することが出来れば、より精緻な分析ができる余

地がある。

推計結果についても、今回使用したデータセットでは、それほど強固な結果を得るには至らなかった。変数の作成にあたっては先行研究を踏まえたが、財務データの中で他の項目を利用するなど、異なる作成方法もとりうる。また、対象企業に関して、今回は先行研究と比較するために機械産業、電気機器産業、輸送機器産業に絞ったが、他の産業で見ても同様の結果が得られるのか検証すべきであろう。これらについては、今後の課題としたい。

参考文献

- 阿部正浩（1997）「個別企業の雇用調整」『国際化の進展と労働市場－制度・政策への影響－』雇用促進事業団
- 阿部正浩（1999）「企業ガバナンス構造と雇用削減意思決定」『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社
- 小池和男（1983）「解雇からみた現代日本の労使関係」『日本経済の構造分析』創文社
- 篠塚英子・石原恵美子（1977）「オイル・ショック以降の雇用調整－4カ国比較と日本の規模間比較－」『日本経済研究』No.6
- 篠塚英子（1989）『日本の雇用調整－オイル・ショック以降の労働市場－』東洋経済新報社
- 駿河輝和（1997）「日本企業と雇用調整－企業利益と解雇」『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会
- 中田喜文、竹廣良司（2000）「連結会計とグループ人事管理：親会社雇用調整における子会社の役割の検討を通してみた日本の連結会計」『日本労働研究雑誌』No.483
- 中田喜文、竹廣良司（2001）「日本企業における雇用調整」『＜日米比較＞企業行動と労働市場』日本経済新聞社
- 中田喜文（2007）「日本企業の雇用調整行動は変化したのか」『同志社大学 技術・企業・国際競争力研究センター ワーキングペーパー 07-06』同志社大学
- 野田知彦（2006）「経営者、統治構造、雇用調整」『日本経済研究』（54）
- 野田知彦（2008）「メインバンクはリストラを促進するのか」『経済分析』180号
- 村松久良光（1983）『日本の労働市場分析－内部化した労働の視点より－』白桃書房
- 村松久良光（1991）「製造業の産業別雇用関数をめぐって」『南山経済研究』Vol5No2-3
- 村松久良光（1995a）「景気変動と雇用調整：日本に関する研究展望」『南山経済研究』Vol5No2-3
- 村松久良光（1995b）「日本の雇用調整－これまでの研究から－」『日本の雇用システ

日本の製造業における雇用調整（熊迫）

ムと労働市場』日本経済新聞社

安井健悟（2005）「雇用調整における不確実性の影響について—企業パネルデータによる実証分析」『日本労働研究雑誌』 536

Arellano and Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58 (2)